

## Le rêve américain (enfin) démontré?

Guillaume Allegre

### ▶ To cite this version:

Guillaume Allegre. Le rêve américain (enfin) démontré?. OFCE Notes du Blog, 2016, 56, pp.1 - 8. hal-03459423

### HAL Id: hal-03459423 https://sciencespo.hal.science/hal-03459423

Submitted on 1 Dec 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



# les notes

N° 56/12 janvier 2016

## Le rêve américain (enfin) démontré?

### **Maxime Parodi**

ans un court article sorti récemment, Thomas Hirschl et Mark Rank (2015) nous livrent quelques chiffres très étonnants sur la société américaine — chiffres qui, pris au sérieux, amèneraient à nettement relativiser les inégalités de revenus aux États-Unis. En effet, leur étude laisse entendre que la société américaine est beaucoup plus fluide qu'on ne le croit. Les Américains vivraient certes dans une société très inégalitaire mais, au cours de leur vie, la plupart des Américains feraient l'expérience de la richesse. Il y aurait, en réalité, un fort turnover entre les riches et les pauvres et ceci expliquerait pourquoi les Américains se montreraient aussi peu critiques à l'égard des inégalités.

Selon cette étude, au cours de leur vie active (de 25 à 60 ans), 69,8 % des Américains auraient eu, au moins une année, des revenus suffisant au sein de leur ménage pour faire partie des 20 % les plus riches. 53,1 % des Américains auraient fait partie — au moins une année — des 10 % les plus riches. Et, plus sélect encore, 11,1 % des Américains seraient entrés pour au moins une année dans le club des fameux 1% les plus riches.

Comme on pouvait s'y attendre, ces résultats ont rapidement été repris par les médias. Le magazine Fortune a, par exemple, titré que l'opposition entre les 1 % et les 99 %, n'était finalement qu'un mythe puisque chacun peut raisonnablement espérer faire partie à un moment de sa vie des 1 % les plus riches. L'American Enterprise Institute a souligné pour sa part que la société américaine ne peut donc pas être conçue comme une société constituée de classes rigides, mais comme une société fluide, une terre d'opportunités où le rêve américain est encore possible. Manifestement, les chiffres de Rank et Hirschl séduisent une certaine presse, parce qu'ils prétendent mesurer le degré de réalité du rêve américain.

Sauf qu'il ne faut pas s'emballer. Comme l'expliquait Raymond Boudon dans L'idéologie ou l'origine des idées reçues (1986), l'idéologie trouve dans le débat scientifique tronqué l'une de ses meilleures sources, sinon la principale. Il suffit qu'un résultat scientifique plaise à un certain public pour qu'il soit diffusé avant d'être sérieusement débattu entre pairs. Le cas présent est exemplaire : les chiffres sont repris sans critique, ni volonté de critiquer, parce qu'ils vont dans le sens d'une certaine idéologie, celle du rêve américain.

Il faut reconnaître que ces chiffres sont uniques en leur genre. Il n'existe à ma connaissance aucune autre étude qui s'efforce de mesurer les chances d'entrer à un moment de sa carrière dans le club des gens aisés ou riches. Et, parce que nous n'avons aucun élément de comparaison, nous avons manifestement assez peu d'intuitions sur les ordres de grandeurs auxquels nous devrions nous attendre. C'est vraisemblablement l'une des raisons, aussi, qui fait que les chiffres de Hirschl et Rank peuvent circuler sans susciter de rejet immédiat devant leur énormité.

Car ces chiffres sont évidemment énormes et ils sont assez peu compatibles avec ce que l'on sait par ailleurs de la société américaine. Deux faits statistiques sont aujourd'hui bien établis concernant les États-Unis. D'une part, les inégalités de revenus y sont particulièrement fortes et vont bien au-delà de ce que l'on observe en Europe. Ce fait est bien connu. D'autre part, l'immobilité sociale est devenue également forte aux États-Unis, au point de dépasser l'immobilité des sociétés européennes. Ce fait nouveau, pourtant solidement étayé statistiquement, est moins connu et contredit assez directement l'idée que les États-Unis demeurent une terre d'opportunités où chacun à sa chance (cf. par exemple Julia Isaacs, 2008). L'origine sociale pèse aujourd'hui fortement sur les destinées des Américains et Américaines. C'est pourquoi les chiffres de Hirschl et Rank laissant croire que la société américaine demeure extrêmement fluide sont suspects. Certes il est possible d'imaginer une société où toutes ces statistiques seraient compatibles : c'est la société casino où les revenus varient énormément d'une année sur l'autre ; chacun aurait sa chance de toucher une année un jackpot ; les fils et filles de riches auraient néanmoins plus de chances que les autres de toucher chaque année un jackpot. Une telle société concilierait effectivement une forte inégalité de revenu avec une forte fluidité des revenus et une forte reproduction de classes.

Mais avant de croire à ce qui relève plutôt de la science-fiction, il faut examiner plus sérieusement l'étude de Hirschl et Rank. En effet, les chiffres qu'ils présentent ne sont pas une simple description de la société américaine, mais le résultat d'un exercice de modélisation. Derrière ces chiffres, il y a donc des hypothèses et des méthodes qui ont été mises en œuvre et qui méritent d'être discutées.

Pourquoi fallait-il recourir à un modèle ? Tout simplement parce que ces chiffres — uniques en leur genre — sont extrêmement difficiles à fournir directement. En effet, pour ce faire, il faut connaître la carrière complète de milliers d'individus et donc mener une enquête par panel sur une quarantaine d'années¹. C'est une méthode statistique extrêmement lourde et coûteuse. De fait, il est très difficile de suivre des individus sur une aussi longue période et il y a un risque important que les statisticiens perdent la trace d'un grand nombre d'individus en cours de route (on parle alors d'attrition), au point de ne plus pouvoir produire de statistiques fiables. Dès lors, la tentation est grande de combler les trous dans les biographies des enquêtés par un jeu d'hypothèses plus ou moins bien senties et, donc, de recourir à une modélisation.

<sup>1.</sup> Il est plus simple d'essayer de reconstruire la carrière de l'individu en lui demandant de se remémorer son niveau de vie à chaque étape. Mais l'information risque de ne pas être de la même qualité.

Hirschl et Rank s'appuient en l'occurrence sur l'enquête par panel PSID (*Panel Study of Income Dynamics*), qui suit environ 4 800 ménages américains chaque année depuis 1968 (et tous les deux ans depuis 1997). C'est l'une des enquêtes par panel les plus ambitieuses jamais menées. Elle a évidemment connue les problèmes d'attrition typiques de ce genre d'enquêtes, mais au final elle s'est sortie honorablement de ces difficultés et a réussi à maintenir une bonne proportion d'enquêtés dans le panel. D'une année sur l'autre, en moyenne, d'après mes calculs, 87,7 % des enquêtés restent dans le panel ou y reviennent après une absence. C'est un très bon résultat sur une aussi longue période, mais, en même temps, ce n'est pas suffisant pour prétendre connaître la biographie complète des individus sur 40 ans. Et c'est tout le problème de l'étude de Hirschl et Rank.

Les statistiques sont souvent confrontées à des données manquantes. Parfois, un modèle probabiliste bien choisi permet d'y pallier avec bonheur. Et parfois, non. Dans le cas présent, Hirschl et Rank recourent à une méthode probabiliste bien connue en démographie : l'analyse de survie. Il s'agit du modèle le plus simple des modèles d'analyse des événements historiques. Or ce choix pose deux problèmes. (1) D'une part, les modèles d'analyse des événements historiques sont en général assez peu robustes lorsqu'ils doivent faire leurs estimations sur un échantillon avec des données manquantes. C'est d'ailleurs assez facile à comprendre. Ces modèles tentent de dire quelque chose sur la biographie complète d'un individu, aussi tout « trou » dans la biographie est un problème à peu près irrémédiable : on ne sait pas si l'événement X s'est produit telle année et, donc, on ne sait pas si l'individu a vécu l'événement X un jour dans sa vie. L'incertitude ne peut être réduite autrement qu'à l'aide d'un jeu d'hypothèses qu'il importe d'expliciter. (2) D'autre part, de tous les modèles d'analyse d'événements historiques, le choix de l'analyse de survie n'est pas un choix judicieux. Tout d'abord, cela revient à assimiler la première fois où un individu entre dans le club des gens aisés ou riches à la mort (qui est l'événement prototypique de l'analyse de survie). Or les deux événements ne sont pas analogues sur le plan statistique, comme nous le verrons. Mais encore, l'analyse de survie est un modèle fruste qui fait l'hypothèse d'égalité des individus face à la mort. C'est suffisant pour calculer une espérance de vie moyenne, mais lorsqu'il s'agit d'évaluer les risques au sein d'une population, il faut se tourner vers des modèles plus sophistiqués, qui prennent en compte le fait que certains individus sont plus vulnérables que d'autres face à la mort. De même, lorsqu'on prétend évaluer la chance d'être un jour riche, on ne peut pas se contenter de l'hypothèse que nous serions tous égaux face à la richesse.

Dans la suite, je vais revenir sur ces points en essayant de proposer des correctifs aux différents biais d'évaluation. Il s'agit de calculs de « coin de table » qui ne remplaceront jamais une véritable analyse statistique bien menée, mais j'espère au moins pouvoir donner un ordre de grandeur raisonnable pour ces chiffres en corrigeant ceux de Hirschl et Rank.

Une analyse de « survie » étudie la probabilité de rencontrer l'événement X à un âge donné. Elle en déduit une pyramide des âges (=la survie moyenne par âge) et calcule alors une espérance de vie – soit le temps moyen avant d'être

mort ou avant d'être riche pour la première fois. Sauf que la mort est un événement unique tandis que la richesse est un événement qui peut se répéter plusieurs années. Or ce « détail » change tout : lorsque vous avez un « trou » dans la biographie d'un individu puis que vous le retrouvez quelques années plus tard, vous savez qu'il n'a pas été mort durant les années où il a disparu, mais vous ne savez pas s'il a été riche. Parce que la mort est unique, les « trous » dans la biographie peuvent être comblés avec certitude comme des années de vie. En revanche la richesse peut se répéter et vous ne savez donc pas si l'événement « première année de richesse » que vous repérez dans votre échantillon n'est pas plutôt une deuxième ou une troisième année de richesse — la première fois s'étant produite dans un trou de la biographie de l'enquêté. Et, par conséquent, vous confondez un petit nouveau chez les riches avec un riche « en série ». Autrement dit, vous sous-estimez l'ampleur de la reproduction de la richesse d'une année sur l'autre. Et, inversement, vous surestimez le nombre de nouveaux accédants à la richesse. Plus exactement, le modèle de l'analyse de survie va compter une deuxième fois, une troisième fois, voire une énième fois un riche « en série » en le confondant avec un nouvel entrant. Il s'agit là du premier biais statistique de l'analyse de Hirschl et Rank.

Avant d'aborder le second biais, essayons d'évaluer l'ampleur du premier. Le tableau 1 de l'article de Hirschl et Rank nous donne la fonction de « survie » par âge (de 25 à 60 ans par tranche de 5), c'est-à-dire le pourcentage cumulé d'accédants pour la première fois à la richesse au fur et à mesure de l'avancée en âge (je note cette fonction H). On peut calculer par ailleurs le taux de données manquantes au sein de la base d'observations après reconditionnement pour mener à bien une analyse de survie. Dans une telle base, une observation correspond à un individu-année (un individu donné, une année donnée). D'après mes calculs, il manque en gros 80 % des individus-années (je note ce taux *Tna*). Ce chiffre est très élevé. Ce n'est d'ailleurs pas tant le reflet d'un manque de qualité de l'enquête PSID que le reflet des très fortes exigences statistiques d'une analyse de survie, qui a besoin de connaître *chaque* année pour *chaque* individu sur 40 ans.

Ceci dit, nous n'avons pas besoin de plus pour évaluer le biais. Il est aisé de reconstruire la fonction de hasard (noté h) à partir des pourcentages cumulés (la fonction de « survie ») du tableau 1 de Hirschl et Rank. Cette fonction de hasard nous donne la chance d'être riche pour la première fois à l'âge t. Toutefois nous savons qu'en réalité, pour certains, ce n'est pas leur première fois et que la première fois s'est produite dans un trou de leur biographie quelques années auparavant. La probabilité que ce soit le cas correspond en gros au taux de données manquantes multipliés par la « survie » avant cet âge. Il faut donc soustraire ces individus de la fonction de hasard. Je note avec une étoile \* les fonctions corrigées. On a alors :

$$h^*(t) = (1 - Tna \cdot H^*(t-1)) \cdot h(t)$$

Un calcul par récurrence permet de mener à bien le calcul sur l'ensemble de la distribution. Les résultats sont reportés dans le tableau 1 ci-dessous.

Tableau 1. Pourcentages des Américains ayant eu des revenus suffisants au moins une année entre 25 et 60 ans pour faire partie des ménages les plus riches, avant et après correction du 1er biais

En %

| % des plus riches          | 20   | 10   | 5    | 1    |
|----------------------------|------|------|------|------|
| Hirschl et Rank            | 69,8 | 53,1 | 36,4 | 11,1 |
| 1 <sup>re</sup> correction | 53   | 43   | 32   | 11   |

Source: calculs de l'auteur.

Comme on peut le constater, la correction est surtout forte pour l'évaluation de l'entrée dans le club des revenus aisés (les 20 % les plus riches) : 53 % — et non plus 69,5 % — des Américains auraient au moins une fois dans leur carrière (entre 25 et 60 ans) un revenu (du ménage) suffisant pour faire partie des 20 % les plus aisés. Il est logique que la correction soit forte pour l'événement le plus fréquent (faire partie des 20 %) car cette correction est proportionnelle à la chance d'avoir déjà connu cet événement une fois dans sa vie. La chance de faire partie des 1 % est rare et la chance d'en avoir déjà fait partie est rare aussi.

Mais ceci nous amène directement au second biais. En réalité, si un individu est repéré comme faisant partie des 1 % les plus riches, la probabilité qu'il fasse partie des 1 % dans un des trous de sa biographie n'est pas aussi faible que cela. Cette probabilité n'a pas à être égale à celle de monsieur Tout-le-monde. Or c'est au fond ce que suppose le modèle de Hirschl et Rank en reprenant l'hypothèse typique de l'analyse de survie que nous sommes tous égaux face à la mort. Pourtant, les auteurs sont tout à fait conscients qu'il y a de l'inégalité des chances entre les individus. Le tableau 4 de leur étude nous livre même les résultats d'une régression logistique qui confirme à partir du panel PSID que les plus âgés, les blancs, les hommes, les mariés, les diplômés et les non-handicapés ont plus de chances que les autres de faire partie des ménages aisés ou riches. Il y a ici comme une contradiction : les auteurs sont conscients de l'inégalité, mais ils continuent de faire l'hypothèse de l'égalité dans leur modèle. Sans surprise, ils sortent alors des chiffres énormes puisque le modèle s'efforce de maintenir autant que possible la cohérence de l'hypothèse de départ. Bref, les résultats ne font que reconduire le préjugé initial, ils ne le prouvent pas.

Peut-on corriger ce biais à l'aide d'un calcul de « coin de table » ? Soyons clair : à ce stade, le mieux serait de refaire l'analyse avec des modèles plus judicieux, en tenant compte des différences de chances des individus tout au long de leur vie. Certains modèles d'analyses d'événements historiques le permettent. En particulier, il existe des modèles d'analyses de maladies chroniques qui tiennent compte des différences de vulnérabilités entre les individus (en anglais, les frailty models). De tels modèles seraient sans nul doute bien plus pertinents car la richesse est une maladie chronique ! Il restera certes les fortes incertitudes liées aux données manquantes pour toute analyse des événements historiques, et donc des marges d'erreurs sur les pronostics biographiques très élevés. Mais au moins les hypothèses du modèle ne préjugeraient pas du résultat.

Ceci dit, il est possible de corriger une partie du biais en introduisant les inégalités liées au diplôme. Les inégalités des chances individuelles sont bien entendu plus hétérogènes et il faudrait inclure d'autres dimensions (blanc/noir, homme/femme, handicap/non-handicap, ambition personnelle, capital social, etc.). Je me contenterais ici du diplôme en première approximation de ce second biais.

En s'appuyant sur la régression logistique du tableau 4 de Hirschl et Rank, on peut reconstruire approximativement la fréquence par âge des personnes aisées ou riches parmi les diplômés et parmi les non-diplômés (la variable est binaire, séparant ceux qui ont plus et ceux qui ont moins de 12 années de scolarité, la frontière correspondant au niveau High School). On a alors une idée du nombre de fois où l'événement « riche » se produit au cours d'une carrière pour les diplômés et les non-diplômés. Si je prends un individu au hasard parmi les riches, je peux alors calculer ses chances d'être diplômé par rapport à celles d'être nondiplômé. Il se trouve que ce ratio est aussi le ratio des chances qu'un individu choisi au hasard parmi les riches pour la première fois soit diplômé plutôt que nondiplômé. Je peux alors séparer dans la fonction de hasard h la composante pour les diplômés et la composante pour les non-diplômés, et appliquer alors la même correction de biais que précédemment, mais à chaque composante séparément. Le tableau 2 ci-dessous donne le détail des résultats avec la fonction de « survie » H\*. J'ai considéré ici que sur la période étudiée, les Américains se divisaient en part égale entre diplômés (supérieur à High School) et non-diplômés (inférieur ou égal à High School), ce qui est à peu près ce que l'on constate à partir des statistiques publiques américaines. Après correction, 31 % des Américains auront au moins une année (entre leurs 25 et 60 ans) un revenu du ménage suffisant pour faire partie des 20 % les plus riches. Et 5 % des Américains auront une année un revenu du ménage suffisant pour faire partie des 1 % les plus riches. Comme on peut le constater, la correction est cette fois nettement plus forte à chacun des niveaux de richesse. Par rapport à la fois précédente, la correction est maintenant importante au sein des 1 % les plus riches car ce sont beaucoup plus souvent les mêmes individus qui se retrouvent d'une année sur l'autre dans ce club fermé.

Tableau 2. Pourcentages cumulés par âge et moyennes, après corrections du 2<sup>nd</sup> biais, de l'appartenance au moins une fois dans sa vie aux ménages les 20 %, les 10 %, les 5 % et les 1 % les plus riches

| _  |   |
|----|---|
| En | % |

| H*      | Q20      |                  | Q10      |                  | Q5         |                  | Q1       |                  |
|---------|----------|------------------|----------|------------------|------------|------------------|----------|------------------|
| âge     | diplômés | non-<br>diplômés | diplômés | non-<br>diplômés | diplômés   | non-<br>diplômés | diplômés | non-<br>diplômés |
| 25      | 7,6      | 3,4              | 4,1      | 1,4              | 2,4        | 0,7              | 0,4      | 0,1              |
| 30      | 19,1     | 8,6              | 10,8     | 3,8              | 6,1        | 1,8              | 1,0      | 0,2              |
| 35      | 27,6     | 12,7             | 17,2     | 6,1              | 10,2       | 3,0              | 2,4      | 0,6              |
| 40      | 33,1     | 15,5             | 22,6     | 8,2              | 14,5       | 4,3              | 4,0      | 0,9              |
| 45      | 37,2     | 17,6             | 26,9     | 9,9              | 18,4       | 5,6              | 5,4      | 1,3              |
| 50      | 39,6     | 18,9             | 30,8     | 11,5             | 21,7       | 6,6              | 6,6      | 1,6              |
| 55      | 41,0     | 19,7             | 33,2     | 12,5             | 24,3       | 7,5              | 7,9      | 1,9              |
| 60      | 41,3     | 19,8             | 34,4     | 13,0             | 25,6       | 7,9              | 8,7      | 2,1              |
| moyenne | 31       |                  | 24       |                  | 1 <i>7</i> |                  | 5        |                  |

Source : calculs de l'auteur.

Ces chiffres sont-ils crédibles? C'est évidemment assez difficile à dire car on manque d'expériences pour apprécier leurs ordres de grandeur. Dans une société absolument figée, nous observerions respectivement que 20 %, 10 %, 5 % et 1 % des individus sont, en fait, à vie dans le club des 20 %, 10 %, 5 % et 1 % les plus riches. Il s'agit de *minima*. Comme les sociétés ne sont pas aussi caricaturalement figées, les chiffres en question sont certainement au-delà de ces *minima*. Il faut alors considérer au moins deux grandes sources de fluidité que l'on rencontre même dans une société de classes. Tout d'abord, le fait que l'on s'intéresse au revenu du ménage plutôt qu'au revenu individuel a des effets évidents sur la fluidité au sens retenu par Hirschl et Rank. Pour faire partie des riches, il vaut mieux se marier : c'est encore la plus sûre façon pour un individu d'accroître ses revenus. Les divorces et remariages contribuent également à créer du mouvement. Toutefois, je ne suis pas sûr que l'enrichissement par le mariage soit la meilleure illustration du rêve américain.

L'autre source de fluidité, c'est la progression des revenus avec l'âge. Dans une société où les inégalités selon l'âge domineraient toutes les autres, nous nous retrouverions dans la configuration où tout le monde est pauvre à 25 ans et riche à 60. Au cours de sa vie, chacun connaîtrait ainsi les deux extrêmes : c'est l'exemple parfait de fluidité (au sens retenu par Hirschl et Rank, bien entendu). Dans le cas présent, il se trouve que j'ai d'ores et déjà reconstruit approximativement les pourcentages de personnes aisées ou riches par âge à partir de la régression logistique (au tableau 4 de Hirschl et Rank). J'ai donc une petite idée des proportions de riches à 60 ans. En gros, 33 % des Américains de 60 ans se retrouveraient dans les 20 % des ménages les plus riches ; 18 % seraient dans les 10 % des ménages les plus riches ; 9 % dans les 5 % les plus riches et, enfin, 1,9 % dans les fameux 1 %. Ces valeurs devraient être systématiquement inférieures à celles correspondantes au tableau 2, c'est-à-dire mes chiffres corrigés. Comme on peut le voir, c'est bien le cas, à l'exception du premier chiffre. Celui-ci est un peu inférieur à l'évaluation du taux d'Américains de 60 ans faisant partie des 20 % les plus riches. Ils demeurent très proches et, étant donné les incertitudes pesant sur les deux valeurs, cette inversion d'ordre ne semble pas rédhibitoire. Il ne faut toutefois pas se tromper sur l'exactitude de ces chiffres : il ne s'agit jamais que de corrections approximatives de chiffres faux.

Malgré tout, les ordres de grandeurs que j'ai donnés dans le tableau 2 me semblent raisonnables. Le premier — 31 % des Américains faisant partie au moins à un moment de leur vie des 20 % les plus riches — est manifestement le plus douteux en raison de la proximité de ce chiffre avec le taux correspondant de richesse à 60 ans. Ces chiffres signifient au fond que les États-Unis ne seraient ni complètement figés, ni exceptionnellement fluides. Et c'est vraisemblable.

À l'inverse, les chiffres de Hirschl et Rank sont tout simplement mal construits et se révèlent tout à fait invraisemblables. Étant donné l'ampleur des corrections, on ne peut même pas considérer qu'ils constituent une approximation des bonnes valeurs. Ils déforment au contraire la réalité en laissant croire que les destinées sociales aux États-Unis sont très chaotiques — comme si une société entière jouait à la roue de la fortune. D'autres articles de Hirschl et Rank complètent

d'ailleurs ce tableau. En effet, ce n'est pas la première fois que les auteurs produisent des chiffres avec cette méthode. En 2001, ils l'avaient déjà appliqué à l'autre extrémité de la distribution des revenus. Ils ont ainsi évalué le pourcentage d'Américains qui ont connu dans leur vie un épisode de pauvreté (Hirschl et Rank, 2001). Les chiffres qu'ils exhibent sont également énormes. Par exemple, 54 % des Américains auraient vécu un épisode de pauvreté<sup>2</sup> avant leurs 40 ans. En 2005, ils ont appliqué à nouveau cette méthode aux bénéficiaires de coupons d'alimentation (food stamps) et estimé que 50 % des Américains ont eu ou auront recours à des coupons d'alimentation au moins une fois dans leur vie (avant 65 ans). L'ordre de grandeur, à nouveau, n'est guère crédible. Une méthode moins coûteuse et plus directe permettrait certainement de s'en rendre compte : il suffirait de demander aux Américains s'ils ont bénéficié un jour de coupons d'alimentation. Même si certains Américains préfèreront peut-être cacher cet événement de leur vie, ce biais d'omission ne sera jamais aussi fort que celui des analyses de survie précédentes.

En définitive, les questions que posent Hirschl et Rank sur les biographies américaines sont assez neuves et, surtout, elles n'avaient pas été chiffrées. Mais les méthodes qu'ils utilisent sont extrêmement coûteuses. Il faudrait pour cela des données de panel parfaites sur une période de 40 ans. Si l'enquête PSID ne démérite pas, on reste malgré tout loin du compte. Dès lors, l'approche probabiliste retenue par les auteurs se révèle tout à fait inadéquate et engendre des chiffres totalement fantasques qui ne convaincront que ceux qui veulent croire au rêve américain.

#### Références

- Hirschl T. A. et M. R. Rank, 2001, The Occurrence of Poverty across the Life Cycle: Evidence from the PSID, *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 20, n° 4, 737-755.
- Hirschl T. A. et M. R. Rank, 2005, Likelihood of using food stamps during the adult years, *Journal of nutrition education and behavior*, 37, 137-146.
- Hirschl T. A. et M. R. Rank, 2015, *The Life Course of Dynamics of Affluence*, PLOS One, January 28.
- Isaacs J. B., 2008, « International Comparison of Economic Mobility », Report on Economic Mobility Sawhill, ch. 3, The Brookings Institution. Accessible en ligne: www.brookings.edu/~/media/Research/Files/Reports/2008/2/economic-mobility-sawhill/02\_economic\_mobility\_sawhill\_ch3.PDF

<sup>2.</sup> Le seuil de pauvreté retenu est ici de 1,5 fois la valeur du panier de biens propres à satisfaire a minima les besoins de base.